

# 地方政府债务与企业专业化分工： 基于微观视角的理论与实证分析<sup>\*</sup>

□ 张陈宇 王茜茜

**内容提要** 作为产品内贸易的主要实现形式，专业化分工是企业参与“双循环”的重要微观基础。中国信贷市场的“地理分割”容易使地方政府债务阻碍企业的标准化融资，进而对企业专业化分工造成不利影响，但仅从标准化融资视角出发可能会忽略供应链融资的重要影响。本文基于标准化融资和供应链融资的双重视角，发现在理论上地方政府债务扩张既可能阻碍企业标准化融资、抑制专业化分工，也可能激活企业供应链融资、促进专业化分工。本文的实证结果表明样本期内地方政府债务扩张抑制了企业专业化分工。影响机制检验证实了标准化融资渠道和供应链融资渠道并存，但过高的前期成本导致供应链融资渠道受阻。本文研究表明降低前期成本是有效解决地方政府债务扩张抑制企业专业化分工问题的重要思路。

**关键词** 地方政府债务 专业化分工 前期成本

作者张陈宇，浙江工业大学经济学院、浙江工业大学现代化产业体系研究院特聘副研究员；通讯作者王茜茜，浙江工业大学经济学院硕士研究生。（杭州 310014）

## 一、引言

随着财政收入缩水和财政支出扩张，地方政府债务规模逐渐增大。2006—2014年地方政府债务规模占GDP的比例逐年增加（见图1），这一比例在2021年达到47%。<sup>①</sup>党的二十大报告提出要“守住不发生系统性风险底线”，目的之一就是谨防地方政府债务不断膨胀可能引起的经济隐患。

面对国际需求疲软的现实和中国产业结构转型的客观要求，《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》提出要加快构建以国内大循环为主体、国内国

<sup>\*</sup>基金项目：国家自然科学基金青年项目“服务分工推动制造业国际竞争力动态升级研究：基于地区服务业开放的视角”（72203206）、浙江工业大学人文社科类基本科研业务费项目（GB202301003）。

<sup>①</sup>数据来源于全球经济数据网，网址：[www.qqjjsj.com](http://www.qqjjsj.com)。2014年的地方政府债务规模占GDP比重与2021年相比仅低7%，可见地方政府债务问题由来已久。

际双循环相互促进的新发展格局。在当今时代背景下，“双循环”是以产品内贸易为核心的国内国际双循环，(黄群慧、倪红福，2021)企业专业化分工作为产品内贸易的重要实现形式，是实现“双循环”的重要基础。一方面，企业专业化分工的生产率效应已受到学界的广泛关注，企业通过专业化分工达到生产效率最优化，(陈钊、王暘，2016)这种专业化分工是宏观经济高效发展不可或缺的微观基础。另一方面，企业专业化分工的外部融资效应在学者们的研究中却较少出现。(王刚刚等，2017)外部融资是企业专业化分工的重要流动性来源。中国金融市场的“地理分割”(Huang et al., 2020)使企业很难进行跨地区借贷，地方政府债务挤占了企业标准化融资渠道。

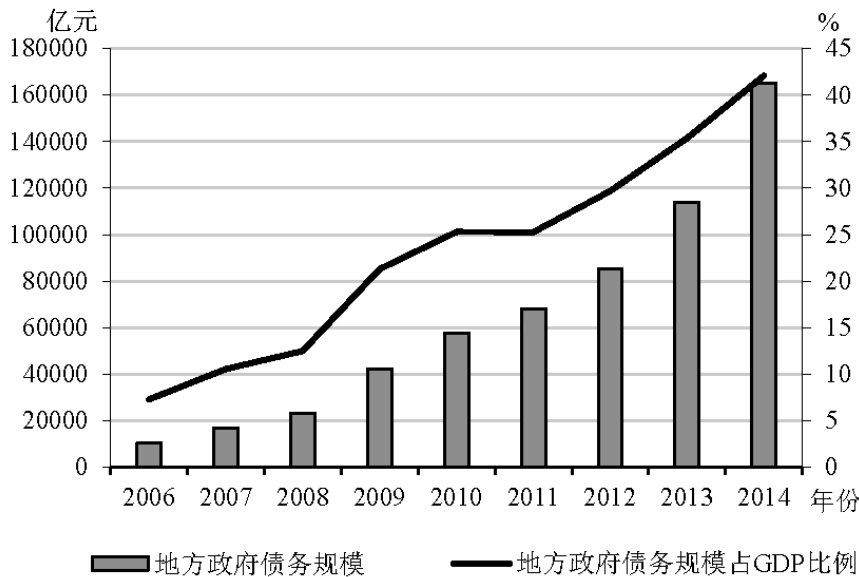


图1 地方政府债务规模发展趋势

(余海跃、康书隆，2020)在面临地方政府债务挤占有限信贷资源所形成的流动性冲击时，企业也能够通过上下游供应链关系获取贸易信贷，补充甚至替代标准化融资。(Minetti et al., 2019)因此，地方政府债务扩张既可能抑制标准化融资，也可能激活供应链融资，对企业专业化分工产生两股相反的作用力，仅考虑标准化融资难以全面地考察地方政府债务与企业专业化分工的关系。基于此，本文从标准化融资

和供应链融资的双重视角探究地方政府债务扩张对企业专业化分工的影响及作用机制，不仅有助于促进中国更好建立以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局，还为防范地方政府债务可能导致的风险提供思路。

目前与地方政府债务相关的研究除了从财政分权(陈菁、李建发，2015)、官员晋升(曹婧等，2019)以及预算软约束(王永钦等，2016)等方面对地方政府债务增加的成因进行解释外，还关注地方政府债务产生的宏观经济后果。从宏观经济后果看，地方政府债务既能以促进基建投资和压低工业用地成本等方式直接和间接促进经济增长，(Chen et al., 2020)也能通过增加利率的挤出效应阻碍经济增长。(Teles & Mussolini, 2014)同时，已有研究发现地方政府债务与地区生产总值呈现“倒U型”关系，具体影响取决于债务资金投向等多种因素。(毛捷、黄春元，2018)随着微观数据可得性的增加，该类研究逐渐聚焦于地方政府债务的微观经济后果。已有研究发现地方政府债务减少私营企业投资(余海跃、康书隆，2020)、降低企业杠杆率(Liang et al., 2017)、减少劳动雇佣(余明桂、王空，2022)和加剧企业操纵杠杆程度(饶品贵等，2022)，并通过流动性约束与财政税收对生产率产生影响。(吴敏等，2022)但鲜有研究论及地方政府债务对企业专业化分工的影响，关于企业专业化分工决定因素的相关研究主要从企业外因素和企业内因素展开：企业外因素包括市场需求(Akerman & Py, 2011)、高铁开通(李超等，2021)等；企业内因素包括融资约束(Minetti et al., 2019)、企业数字化转型(袁淳等，2021)等。

可见，国内外学者在地方政府债务或企业专业化分工方面进行了丰富研究。但已有研究还存在两个不足：第一，现有关于地方政府债务与区域经济发展之间关系的研究大多从宏观层面展开，难以捕捉微观个体在此过程中受到的影响，同时宏观加总的过程容易中和微观效应，导致难以得出一致结论。（Chen et al., 2020）本文从微观层面探究地方政府债务扩张对企业专业化分工的影响，尝试对已有宏观层面的研究结果进行有益补充。第二，已有理论分析难以判定地方政府债务与企业专业化分工的关系。一方面，专业化分工需要大量投入前期成本，（Du et al., 2012）受地方政府债务挤出效应影响，企业无力支付该成本，专业化分工水平降低。另一方面，企业也可从供应链上下游获得贸易信贷来缓解挤出效应引起的流动性约束，（Minetti et al., 2019）对贸易信贷依赖程度的增加可能引致专业化分工水平提高。中国情境下该问题也可能存在新结论与新机制。本文基于标准化融资和供应链融资的双重视角，从微观角度实证检验地方债务扩张对企业专业化分工的影响及作用机制。

本文的创新点包括：从理论层面来说，本文基于标准化融资和供应链融资的双重视角，阐明地方政府债务扩张对企业专业化分工的影响机制，丰富了相关理论，同时也为企业专业化分工的地理差异提供了新的解释；从应用层面来说，本文的实证研究提供了防范化解地方政府债务风险的思路，为我国建设“双循环”的新发展格局、促进经济高质量发展提供了参考。

本文其余部分安排如下：第二节为理论机制与研究假设；第三节为变量说明与模型设定；第四节为基准回归分析与稳健性检验；第五节为影响机制检验；第六节为研究结论与对策建议。

## 二、理论机制与研究假设

### （一）标准化融资渠道

企业若进行专业化分工，势必要参与供应链活动，这将产生前期成本。前期成本主要包括以下三方面：第一，企业参与专业化分工需要进行供应链搜寻，以找到适合的贸易合作伙伴，在这个过程中会产生搜寻成本。第二，企业参与专业化分工需承担签订合同的合约成本，这包括企业与外包商之间的沟通成本和不完全契约产生的成本。第三，企业参与供应链将产生调整成本，企业需要为其员工提供重新培训或重新分配工作的机会，以适应新的生产模式。

一般而言，企业内部资金难以完全支付前期成本，还需依赖标准化融资。<sup>①</sup>但地方政府债务扩张将挤出企业标准化融资，根本原因在于金融市场的“地理分割”。中国金融市场存在区域之间信贷资源配置和流动的不平衡现象，不同地区之间的信贷资源难以自由流通和配置，（Huang et al., 2020）地方政府债务和企业贷款很难被跨区域投资者持有。在当地信贷总量一定时，银行等传统金融机构更倾向于将资金投向具备较高安全性的债务项目，按照这一原则，这些机构往往优先支持地方政府债务扩张。（吴敏等，2022）地方政府债务具有较高的安全性和政策性，通常由政府背书，比企业债务更为安全可靠。在以银行为主导的中国信贷市场中，政府债务容易挤出企业贷款，使企业丧失标准化融资机会，造成企业融资约束。<sup>②</sup>（余海跃、康书隆，2020）流动性

<sup>①</sup>在本文中，标准化融资指企业通过银行等传统金融机构进行融资的过程。（Ayyagari et al., 2010）值得说明的是，除标准化融资以外，企业还存在股权融资，本文的研究将这种融资方式排除在外，原因详见下文注释。

<sup>②</sup>也有文献指出公共债务可能通过推动基础设施建设提高资本边际回报率，增加企业外部融资机会。但该效应多见于公共债务的长期影响，短期内对企业获得信贷资源的影响较小。（余海跃、康书隆，2020）基于此，本文认为地方政府债务扩张的净效应主要为增加当地企业的流动性约束。为了排除基础设施建设对挤出效应的干扰，本文将在后续实证研究的稳健性检验中进行验证。

约束导致企业难以支付前期成本，最终抑制企业专业化分工。(Minetti et al., 2019) 基于以上理论分析，本文得到第一个研究假设。

研究假设1：通过标准化融资渠道，地方政府债务扩张抑制企业专业化分工。

## (二) 供应链融资渠道

通过供应链关系，企业可以进行供应链融资，弥补地方政府债务扩张导致的标准化融资不足，甚至替代标准化融资。(Minetti et al., 2019) 与标准化融资相比，供应链融资更依赖核心企业的信用背书以及供应链中的信息共享和风险共担。新供应链关系的建立能够通过贸易信贷提供流动性，缓解企业标准化融资不足造成的现金流压力。下游企业可以延迟支付新上游供应商提供的中间产品或服务(预透支)，获得流动性，上游企业也可以向新下游客户延迟派送中间品或服务(预付款)，获得流动性。(卞泽阳等，2021) 此外，新供应链关系的建立能够增加生产资料的投资可逆性。新建立的供应链能够通过购买中间品替代自主生产的方式，使企业重新配置原本束缚在自主生产中的机器、厂房等生产资本和劳动力，(Manova, 2015) 生产资料的再投资将释放流动性，缓解地方政府债务扩张导致的标准化融资不足。紧密的合作生产关系使供应链企业更了解合作伙伴的市场价值，供应链上下游企业之间互相提供流动性的贸易信贷行为不会受到银行拒绝放贷的影响。(Singh, 2017)

在地方政府债务扩张的情况下，企业难以通过标准化融资获得资金，供应链融资成为企业替代标准化融资的有效手段。信息不对称使银行难以充分了解企业的真实状况、信用风险和还款能力。相比之下，供应商作为长期合作伙伴，更加了解企业的运营情况、信用记录和市场表现，可以更准确地评估企业的信用和风险。此外，供应商与企业之间存在长期的合作关系，供应商可以通过观察企业的采购量、销售额和付款状况等信息来对企业进行监控。如果企业出现资金问题或信用风险，供应商往往能够更早觉察并采取相应的措施。这种监控优势使得供应商更愿意提供贸易信贷，作为一种延续合作关系的方式。(Burkart & Ellingsen, 2004) 供应链融资还凭借商业信用背书代替利息成本的特性，使企业能以较低的融资成本甚至零利息获得流动性。(卞泽阳等，2021) 企业对供应链融资需求的不断升级，也催生出深化专业化分工的诉求，专业化分工水平的提升能够为企业提供拓宽供应链融资的机会。最终，地方政府债务扩张通过限制企业标准化融资，增加企业对供应链融资的依赖，促进了企业专业化分工。基于以上理论分析，本文得到第二个研究假设。

研究假设2：通过供应链融资渠道，地方政府债务扩张促进企业专业化分工。

通过梳理地方政府债务扩张影响企业专业化分工可能的传导渠道，本文认为地方政府债务扩张对企业专业化分工的具体影响取决于在流动性约束提高支付前期成本的难度后，企业支付前期成本的情况。当流动性约束导致企业无法支付前期成本时，通过标准化融资渠道，地方政府债务扩张最终抑制企业专业化分工；当流动性约束无法阻止企业支付前期成本时，通过供应链融资渠道，地方政府债务扩张最终促进企业专业化分工。在中国情境下，究竟哪一种传导渠道占主导，需要通过实证研究进行验证。

### 三、变量说明与模型设定

#### （一）数据说明

本文使用的制造业企业和行业数据来自中国工业企业数据库（2006—2014年），<sup>①</sup>地方政府债务数据来自2006—2014年中国研究数据服务平台数据库（CNRDS）和万得数据库（WIND）。本文将从CNRDS中检索出的地方政府融资平台名单和资产负债表与从WIND中检索出的地方融资平台名单和资产负债表进行对比，补充WIND未公开的地方政府融资平台名单的资产负债表。城市层面的数据来源于2006—2014年中国经济金融研究数据库（CSMAR）、全球统计数据库（EPS）和中国研究数据服务平台数据库（CNRDS）。考虑到2006年之前地方政府债务规模很小，本文将实证检验的样本起始期选择为2006年，（Huang et al., 2020）同时根据中国工业企业数据库的时间跨度，将样本终止期选择为2014年。本文按照已有文献的做法进行数据处理，<sup>②</sup>并根据处理后的数据计算企业级和行业级变量，最后将企业所在地区信息在地级市-年份层面上与地方政府债务数据和城市数据匹配。

#### （二）变量构建

##### 1. 企业专业化分工（VS）

企业选择向供应商购买中间品代替自主生产的生产模式被称为垂直专业化，它是衡量企业专业化分工最主要的指标。本文使用购买中间品份额（工业中间品投入与工业总产值之比的百分数）作为专业化分工的度量指标。（Du et al., 2012）2008年以后，中国工业企业数据库缺失工业增加值信息，导致无法使用会计恒等式计算工业中间品投入。为了解决这一问题，本文使用劳动报酬、净间接税、利润和折旧的加总来计算工业增加值。<sup>③</sup>（Brandt et al., 2014）

##### 2. 地方政府债务（DEBT\_R）

由于地方政府融资平台通常不需要披露其财务信息，故需要考察这些实体的债券发行状况以获取地方政府债务相关数据。因此，本文参考Huang et al.（2020）的研究中地方政府债务的计算

<sup>①</sup>也有相关研究使用上市公司数据延长实证研究样本期，但本文并未使用上市公司数据的原因如下：（1）地方政府债务扩张影响企业专业化分工的重要逻辑前提是金融市场的“地理分割”，上市公司企业可通过证券交易市场跨区域获得资金支持，可能打破金融市场的“地理分割”；（2）上市公司企业数量有限且规模较大，其对地方政府债务扩张的反应缺乏一般性。（3）本文样本期为2006—2014年，对当下仍有较强的借鉴意义。地方政府债务问题早已存在，2014年地方政府债务规模占GDP的比重相比2021年仅低7%。本文理论机制提出的标准化融资渠道和供应链融资渠道在当下也依然存在。

<sup>②</sup>本文参考Brandt et al.（2012）的方法进行面板数据的匹配，同时本文参考聂辉华等（2012）的方法将固定资产和总资产小于等于0的异常值剔除掉。

<sup>③</sup>具体公式：工业增加值=劳动补贴+净间接税+利润+折旧。其中，劳动补贴为工资、失业保险、养老金、住房津贴和福利支出之和，净间接税为销售税、其他管理税和增值税之和减去政府补贴。由于中国工业企业数据库各年的数据缺失程度不同，所以本文对数据进行了处理。（1）劳动补贴：2008—2013年缺失失业保险费、养老保险费和住房津贴，根据会计原则，本文对所有年份使用管理费用替代上述三项费用加总（管理费用还包括其他科目，会造成一定程度的高估）。（2）净间接税：1998—2008年未统计产品销售税金及附加，1998—2007年使用主营业务税金及附加替代，2008年使用产品销售税金替代；1998—2013年缺失的补贴收入用0替代。（3）折旧：2008—2009年缺失本年折旧和累计折旧，根据Brandt et al.（2012）和Brandt et al.（2014）的方法，计算本年折旧为本年固定资产合计的9%。（4）2008—2009年缺失工资：根据Brandt et al.（2012）的研究，中国工业企业数据库中平均劳动报酬占工业增加值的34.2%，本文使用净间接税、利润和折旧的加总数据除以0.658得出2008年和2009年的工业增加值。为了得到实际工业增加值，本文还对名义工业增加值进行价格平减。本文首先对《中国统计年鉴》中的各年“按工业行业分工业品出厂价格指数（上年=100）”进行了匹配，将各年的行业统一为38种二分位行业，然后将基期调整为1998年，从而得到了价格平减指数。最后，用各行业名义工业增加值与对应年份和行业的价格平减指数的比值来表示实际工业增加值。

方法获得该指标。该方法为：(1) 根据每年申请发行债券的融资平台必须披露当年以及至少前三年的资产负债表的规定，从CNRDS中检索出地方融资平台的资产负债表数据，接着保留地级市和直辖市地方融资平台名单和资产负债表。(2) 当CNRDS中的数据不在WIND内时，手动搜集地方融资平台的短期借款、应付票据、一年内到期的非流动负债以及其他流动负债的总和，并收集长期借款和应付债券的总和，加总估算地方融资平台总债务。(3) 按照地方融资平台所属城市加总，获得2006—2014年地级市和直辖市地方政府融资平台带息债务余额。此外，本文在数据搜集过程中剔除了隶属于控股集团的地方政府债务，目的是防止重复计算中央政府发行的债券。

为了控制各地区经济发展水平的影响，本文参照吴敏等(2022)的方法，使用地方政府融资平台带息债务余额与地区生产总值之比来测度地方政府债务规模。此外，鉴于城投债是地方政府

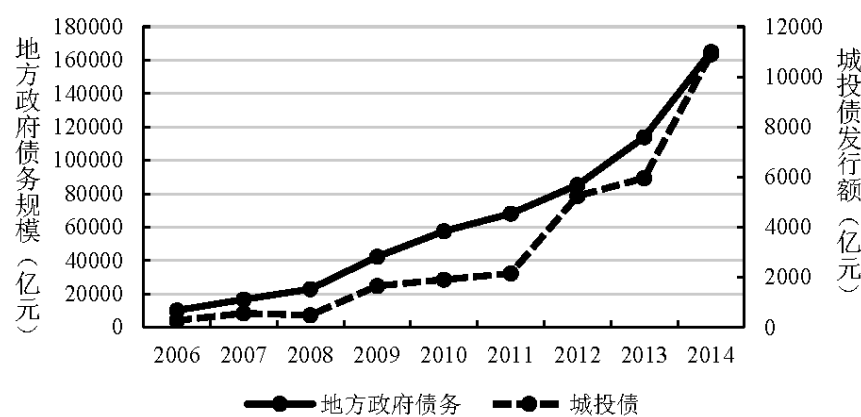


图2 2006—2014年地方政府债务规模和城投债发行额变化趋势

债务的重要组成部分且两者呈现高度相关性，(Liang et al., 2017) 本文使用CNRDS与WIND两个数据库对城投债数据进行整理，为后续稳健性检验做准备。图2为2006—2014年地方政府债务规模和城投债发行额的变化趋势，地方政府债务从2006年开始扩张，且扩张速度逐年递增，城投债发展

趋势与地方政府债务发展趋势大体相同。

### 3. 控制变量

根据已有研究，本文从企业、行业和城市三个层面构建控制变量，尽量避免遗漏变量偏误对回归结果的影响。第一类是企业级控制变量，主要包括：(1) 企业资产 (*Assets*)，用企业资产总计的对数衡量；(2) 企业年龄 (*Age*)，用样本观测年份与企业成立年份的差值的对数衡量，同时引入*Age*的平方项和立方项；(3) 企业出口贸易 (*Export*)，用企业出口量的对数衡量；(4) 企业人数 (*Emp*)，用企业从业人员总数的对数衡量；(5) 企业规模 (*Firm\_Size*)，用企业工业总产值的对数衡量。第二类是行业级控制变量，主要包括：(1) 市场规模 (*Market\_Size*)，用相同地区相同行业(四分位)内工业总产值的中位数的对数衡量；(2) 产业聚集 (*Logcluster\_Output*)，根据Li & Lu (2009)的方法，构建地区-三分位行业级别的产业集聚指标衡量。第三类是城市级控制变量，主要包括：(1) 土地出让规模 (*Land*)，用土地出让收入占地区生产总值的比例衡量；(2) 经济发展水平 (*Realgdppc*)，用人均地区生产总值的对数衡量；(3) 人口规模 (*Popden*)，用城市总人口占城市总面积的比例的对数衡量；(4) 工业化程度 (*Indu*)，用第二产业增加值占地区生产总值比例的百分数衡量；(5) 金融深化程度 (*Loan*)，用金融机构贷款占地区生产总值比例的百分数衡量；(6) 财政状况 (*Expand*)，用财政支出占地区生产总值比例的百分数衡量；(7) 基础设施状况 (*Str*)，用公路里程与城市面积的比值衡量。主要变量的描述性统计见表1。

表1 主要变量的描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>VS</i>	1312669	4.510	0.460	0.002	13.011
<i>DEBT_R</i>	1312669	0.138	0.166	0.000	1.105
<i>Assets</i>	1312669	10.149	1.527	0.000	19.414
<i>Age</i>	1312669	2.045	0.638	0.693	3.091
<i>Export</i>	1312669	0.137	0.260	0.000	9.590
<i>Emp</i>	1312669	4.981	1.120	0.000	12.372
<i>Firm_Size</i>	1312669	10.846	1.352	0.000	19.856
<i>Market_Size</i>	1312669	10.694	0.913	0.000	19.205
<i>Logcluster_Output</i>	1312669	15.276	1.808	5.645	20.465
<i>Land</i>	1312669	0.060	0.041	0.000	0.425
<i>Realgdp</i>	1312669	10.657	0.636	8.296	12.854
<i>Popden</i>	1312669	6.417	0.494	1.548	7.882
<i>Indu</i>	1312669	52.592	6.780	17.021	91.000
<i>Loan</i>	1312669	141.218	48.129	48.469	406.971
<i>Expand</i>	1312669	10.278	3.677	4.266	67.505
<i>Str</i>	1312669	1.231	0.373	0.047	2.249

### (三) 计量模型设置

为了探究地方政府债务扩张对企业专业化分工的具体影响，本文使用面板固定效应模型进行检验：

$$VS_{it} = \alpha + \beta DEBT\_R_{ct} + \gamma X_{ict} + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

其中，下标  $i$ 、 $c$ 、 $t$  分别表示企业、城市和年份。 $VS_{it}$  表示企业专业化分工， $DEBT\_R_{ct}$  为地方政府债务， $X_{ict}$  是一组企业层面、行业层面以及城市层面的控制变量， $\varepsilon_{ict}$  是随机扰动项。 $\delta_i$  是企业固定效应，用来避免企业固定特征带来的遗漏变量偏误。 $\varphi_t$  是年份固定效应，用来控制不同年份的随机经济冲击。为了进一步控制特定行业内的事件冲击对回归结果的干扰，本文参照余明桂、王空（2022）的做法，在回归中还使用四分位行业-年份的固定效应替代年份固定效应。此外，为了处理样本个体之间的误差项自相关问题，本文参考饶品贵等（2022），对回归系数的标准误在城市-年份层面进行聚类调整。同时，考虑到同一企业的专业化分工水平在不同时间可能存在的序列自相关问题，本文根据 Huang et al.（2020）的做法，在城市-年份聚类稳健标准误的基础上，加入企业聚类稳健标准误，构成双聚类稳健标准误。

## 四、基准回归分析与稳健性检验

### (一) 基准回归结果

表2报告了地方政府债务扩张对企业专业化分工影响的基准回归结果。第（1）列、第（3）列是企业-城市-年份双聚类稳健标准误的结果，两列的区别在于第（3）列把年份固定效应换为行业-年份二维固定效应。第（2）列、第（4）列是城市-年份单聚类稳健标准误的结果，两列的区别同样在于第（4）列把年份固定效应换为行业-年份二维固定效应。以固定效应和标准误控制更为严格的第（3）列为例，在加入企业、行业以及城市控制变量后，核心解释变量  $DEBT\_R$  的回归系数为负，且在1%的显著性水平上显著。这一结果表明，地方政府债务扩张最终抑制了企业专业化分工，这也验证了本文理论机制提出的研究假设1。表2其他三列的结果基本与第（3）列

结果一致，进一步说明在控制不同固定效应和选用不同聚类稳健标准误后，地方政府债务扩张抑制企业专业化分工的基本结论依旧稳健。

从控制变量的回归结果看，*Assets*的回归系数显著为负，表明企业资产越雄厚，专业化分工水平越低。主要原因可能为资本密集型企业（机械、石油化工等企业）倾向于使用一体化较高的生产方式。*Age*和*Age*的三次项回归系数显著为负，*Age*的二次项回归系数显著为正，验证了专业化分工和产业周期关系演进的理论。*Export*的回归系数显著为负，表明外向型出口企业参与专业化分工的程度较低，这可能由于较大的市场规模和雄厚资金使外向型出口企业的生产具备规模经济特性，所以这些企业倾向于自行生产中间品。*Emp*的回归系数显著为负，表明企业从业人员越多，内部分工体系越完善，企业越倾向于自行生产中间品。*Firm\_Size*的回归系数显著为正，表明企业规模越大，参与供应链的交易成本越低，企业专业化分工水平越高。*Market\_Size*的回归系数显著为正，验证了已有文献关于市场规模促进分工的研究结论。*Logcluster\_Output*的估计系数显著为正，表明产业集聚会促进企业的专业化分工。（Li & Lu, 2009）*Land*的回归系数显著为正，表明土地出让规模越大，地区财政收入越高，企业成本压力越小，专业化分工水平提高。衡量地区经济规模四个指标（*Realgdppc*、*Popden*、*Indu*以及*Expand*）的回归系数显著为负，表明地区经济发展水平越高，则企业越能够在本地区内完成更多产品的生产阶段，其专业化分工水平降低。*Loan*的回归系数显著为正，可能是因为金融发展为企业专业化分工提供了融资便利。*Str*的回归系数不显著，可能是因为一方面基础设施建设水平高更利于企业内一体化生产；另一方面，基础设施建设水平高也有利于降低企业参与供应链的前期成本。因此，基础设施状况对企业专业化分工水平的影响不明确。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	VS	VS	VS	VS
<i>DEBT_R</i>	-0.194*** (0.067)	-0.194** (0.076)	-0.197*** (0.064)	-0.197*** (0.073)
<i>Assets</i>	-0.057*** (0.007)	-0.057*** (0.008)	-0.060*** (0.007)	-0.056*** (0.008)
<i>Age</i>	-0.311*** (0.032)	-0.311*** (0.036)	-0.274*** (0.028)	-0.274*** (0.030)
<i>Age2</i>	0.119*** (0.016)	0.119*** (0.018)	0.098*** (0.014)	0.098*** (0.015)
<i>Age3</i>	-0.013*** (0.003)	-0.013*** (0.003)	-0.010*** (0.003)	-0.010*** (0.003)
<i>Export</i>	-0.295*** (0.027)	-0.295*** (0.031)	-0.270*** (0.023)	-0.270*** (0.026)
<i>Emp</i>	-0.055*** (0.004)	-0.055*** (0.005)	-0.052*** (0.004)	-0.052*** (0.004)
<i>Firm_Size</i>	0.212*** (0.011)	0.212*** (0.013)	0.209*** (0.011)	0.209*** (0.012)
<i>Market_Size</i>	0.090*** (0.008)	0.090*** (0.009)	0.094*** (0.008)	0.094*** (0.009)
<i>Logcluster_Output</i>	0.045*** (0.004)	0.045*** (0.005)	0.059*** (0.005)	0.059*** (0.006)
<i>Land</i>	0.656*** (0.204)	0.656*** (0.233)	0.645*** (0.190)	0.645*** (0.217)
<i>Realgdppc</i>	-0.068** (0.031)	-0.068* (0.035)	-0.074** (0.029)	-0.074** (0.033)
<i>Popden</i>	-0.105* (0.059)	-0.105 (0.067)	-0.117** (0.053)	-0.117* (0.060)
<i>Indu</i>	-0.011*** (0.002)	-0.011*** (0.002)	-0.011*** (0.002)	-0.011*** (0.002)
<i>Loan</i>	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
<i>Expand</i>	-0.011*** (0.003)	-0.011*** (0.004)	-0.009*** (0.003)	-0.009*** (0.003)
<i>Str</i>	0.037 (0.041)	0.037 (0.047)	0.030 (0.037)	0.030 (0.042)
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	否	否
行业-年份固定效应	否	否	是	是
样本量	1312669	1312669	1312655	1312655
R <sup>2</sup>	0.763	0.763	0.773	0.773
聚类	企业,城市-年份	城市-年份	企业,城市-年份	城市-年份

注：\*、\*\*、\*\*\*分别代表在10%、5%、1%的显著性水平上显著，括号内数字是聚类稳健标准误，下同。

(二) 内生性问题

本文使用的核心解释变量减少了反向因果的可能性。此外，本文从企业、行业以及城市三个层面控制了一系列相关变量，并采用不同类型的多维固定效应，尽可能减少遗漏变量偏误。但出于严谨性考虑，本文借鉴吴敏等（2022），构造全国层面负债率与城市经济增长目标的交互项 ( $td \times target$ ) 作为地方政府债务的工具变量，进行两阶段最小二乘法 (2SLS) 估计。其中，城市经济增长目标来自政府工作报告，全国负债率为加总后的地方政府债务占中国国内生产总值的比重。从工具变量所需满足的相关性条件看，经济增长目标与地方政府债务融资规模呈正相关关系。(詹新宇、曾傅雯, 2021) 为了克服因地级市增长目标相对稳定而不能完全获取地方政府债务每年变化信息而产生的弱工具变量问题，本文将城市经济增长目标与全国层面的负债率构成交互项。从工具变量所需满足的外生性条件看，城市经济增长目标相对稳定，并非每年变动，而且只和上一年度经济增长速度、经济目标和同级政府官员的横向竞争相关，(余泳泽等, 2019) 单一企业的专业化分工行为一般难以影响当地增长目标的设定。同时，全国层面负债率的外生性也较强，国家层面的负债率主要与国家宏观层面的经济社会因素相关，某一地级市中的某一家企业的专业化分工行为一般难以影响整个国家的宏观情况。因此，本文认为该工具变量具有较好的外生性。<sup>①</sup>两阶段最小二乘法的回归结果如表3所示。在考虑可能产生的内生性问题后， $DEBT\_R$  的回归系数始终显著为负，证实了基准回归结果的稳健性。

表3 基于两阶段最小二乘法的结果

变量	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)		(7)		(8)	
	二阶段	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段	一阶段
	回归	回归	回归	回归	回归	回归	回归	回归	回归	回归	回归	回归	回归	回归	回归	回归
	VS	DEBT_R	VS	DEBT_R	VS	DEBT_R	VS	DEBT_R	VS	DEBT_R	VS	DEBT_R	VS	DEBT_R	VS	DEBT_R
$DEBT\_R$	-0.224** (0.112)		-0.224* (0.128)		-0.238** (0.108)		-0.238* (0.123)									
$td \times target$		5.889*** (0.366)		5.889*** (0.418)		5.854*** (0.355)		5.854*** (0.405)								
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	否	否	否	否	否	否	否	否	否	否	否	否
行业-年份固定效应	否	否	否	否	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
KP F statistic		258.280***		198.120***		272.620***		208.940***								
KP LM statistic	21.08***		21.097***		21.003***		21.018***									
样本量	1305559	1305559	1305559	1305559	1305543	1305543	1305543	1305543	1305543	1305543	1305543	1305543	1305543	1305543	1305543	1305543
聚类	企业， 城市-年份	企业， 城市-年份	城市-年份	城市-年份	企业， 城市-年份	企业， 城市-年份	城市-年份	城市-年份	企业， 城市-年份	企业， 城市-年份	城市-年份	城市-年份	城市-年份	城市-年份	城市-年份	城市-年份

(三) 其他稳健性检验

1. 对地方政府债务指标进行指标替换

本文使用的地方政府债务指标为存量指标，容易高估挤出效应的影响。基于此，本文使用城投债发行额占地区生产总值的比重 ( $DEBT\_c$ ) 作为核心解释变量进一步回归。该做法利用了地方政府债务的时滞性。债务举借后财政账户上的资金流动性差，此时挤出效应显现但债务资金尚未转化为实际投资，新增债务对基础设施的影响将与挤出效应脱轨，(刘蓉、李娜, 2021) 可能排除新建基础设施对挤出效应的影响。城投债发行额占地区生产总值的比重不仅与地方政府债务高度相关，(Liang et al., 2017) 并且其作为流量指标，能够利用债务时滞性剥离基础设施新建的

<sup>①</sup>由于篇幅所限，工具变量的外生性检验结果未放入正文，若读者感兴趣可联系作者索取。

影响。表4显示了将核心解释变量换为城投债发行额占地区生产总值比重后的回归结果， $DEBT\_c$ 的回归系数始终显著为负，证实了基准回归结果的稳健性。

表4 稳健性检验：替换核心解释变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	VS	VS	VS	VS
$DEBT\_c$	-1.861*** (0.621)	-1.861*** (0.708)	-1.736*** (0.592)	-1.736*** (0.676)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	否	否
行业-年份固定效应	否	否	是	是
样本量	1312669	1312669	1312655	1312655
R <sup>2</sup>	0.763	0.763	0.773	0.773
聚类	企业,城市-年份	城市-年份	企业,城市-年份	城市-年份

## 2. 考虑测量误差问题

根据 Huang et al. (2020) 的研究，由于地方政府债务统计的局限性，本文仅能估计真实地方政府债务的下限。<sup>①</sup>但北京市、天津市、江苏省和浙江省的债务数据却高于中华人民共和国审计署公布的官方数据。为了避免地方政府债务的测量误差对基准回归结果的影响，本文剔除北京市、天津市、江苏省和浙江省的企业样本。表5显示了剔除这些样本后的结果， $DEBT\_R$ 的回归系数始终显著为负，证实了基准回归结果的稳健性。

表5 稳健性检验：剔除北京市、天津市、江苏省和浙江省样本

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	VS	VS	VS	VS
$DEBT\_R$	-0.207*** (0.073)	-0.207** (0.084)	-0.226*** (0.070)	-0.226*** (0.080)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	否	否
行业-年份固定效应	否	否	是	是
样本量	772651	772651	772612	772612
R <sup>2</sup>	0.672	0.672	0.687	0.687
聚类	企业,城市-年份	城市-年份	企业,城市-年份	城市-年份

## 3. 剔除加工贸易样本

在本文的企业样本中存在大量的加工贸易企业，<sup>②</sup>加工贸易倾向于进口较多中间品，进口过多中间品可能不是企业自身行为所致，而是其加工贸易方式导致。为了防止加工贸易企业的专业化行为受制于贸易方式这一现象对基础回归结果的影响，同时为了防止加工贸易企业天然过高的中间品进口导致高估地方政府债务扩张促进企业专业化分工的效果，本文使用剔除出口企业（出口贸易额大于0的企业）的方法排除加工贸易的干扰，具体结果见表6。表6结果显示， $DEBT\_R$ 的回归系数始终显著为负，证实了基准回归结果的稳健性。

<sup>①</sup>该情况不会改变地方政府债务扩张抑制企业专业化分工的基本结论。

<sup>②</sup>这里的贸易指进出口贸易。

表6 稳健性检验：排除加工贸易的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	VS	VS	VS	VS
<i>DEBT_R</i>	-0.224***(0.078)	-0.224***(0.091)	-0.225***(0.074)	-0.225***(0.086)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	否	否
行业-年份固定效应	否	否	是	是
样本量	867014	867014	866979	866979
R <sup>2</sup>	0.770	0.770	0.780	0.780
聚类	企业,城市-年份	城市-年份	企业,城市-年份	城市-年份

#### 4. 剔除极端样本

为避免本文基准回归结果受极端样本影响，本文剔除专业化水平最高5%和最低5%的行业再次进行回归。表7展示了剔除极端行业样本后的结果，*DEBT\_R*的回归系数始终显著为负，证实了基准回归结果的稳健性。

表7 稳健性检验：剔除极端样本

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	VS	VS	VS	VS
<i>DEBT_R</i>	-0.156***(0.049)	-0.156***(0.056)	-0.145***(0.041)	-0.145***(0.047)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	否	否
行业-年份固定效应	否	否	是	是
样本量	1161324	1161324	1161304	1161304
R <sup>2</sup>	0.773	0.773	0.794	0.794
聚类	企业,城市-年份	城市-年份	企业,城市-年份	城市-年份

#### 5. 排除同期其他政策的影响

为了排除同期其他政策对企业专业化分工的影响，本文收集“营改增”试点政策、“十一五”和“十二五”期间中央对地方下达的化学需氧量（COD）排放控制政策以及各省级行政区的重点产业政策，在此基础上构建虚拟变量加入基准回归，<sup>①</sup>*YGZ*变量为企业所在地是否为“营改增”政策试点的虚拟变量，*syw*变量为企业所在地是否在“十一五”期间受到环境规制政策影响的虚拟变量，*sew*变量为企业所在地是否在“十二五”期间受到环境规制政策影响的虚拟变量，*key\_y*变量为企业所在行业是否为“十一五”规划中省份重点支持产业的虚拟变量，*key\_e*变量为企业所在行业是否为“十二五”规划中省份重点支持产业的虚拟变量，具体回归结果见表8。在控制同期其他政策以后，*DEBT\_R*的回归系数依然显著为负，证实了基准回归结果的稳健性。

### 五、影响机制检验

本文的基准回归和稳健性检验结果显示地方政府债务扩张抑制了企业专业化分工。为了证实标准化融资渠道与供应链融资渠道的作用，本文通过多维度衡量企业前期成本进行机制检验。主要研究思路为：前期成本是供应链融资渠道和标准化融资渠道起效的关键变量。前期成本过高的企业容易因地方政府债务扩张而无法承担前期成本，专业化分工水平降低，即地方政府债务通过

①由于篇幅所限，有关重点产业政策虚拟变量的构建方法未放入正文，若读者感兴趣可联系作者索取。

表8 稳健性检验：控制三大产业政策

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	VS	VS	VS	VS
<i>DEBT_R</i>	-0.200***(0.066)	-0.200***(0.076)	-0.202***(0.063)	-0.202***(0.072)
<i>YGZ</i>	0.040***(0.015)	0.040***(0.017)	0.027***(0.013)	0.027*(0.015)
<i>syw</i>	0.423***(0.174)	0.423****(0.156)	0.427***(0.194)	0.427***(0.166)
<i>sew</i>	0.293*(0.176)	0.293*(0.156)	0.286(0.195)	0.286*(0.165)
<i>key_y</i>	0.005(0.008)	0.005(0.009)	0.015(0.009)	0.015(0.010)
<i>key_e</i>	-0.000(0.006)	-0.000(0.007)	-0.033****(0.009)	-0.033****(0.010)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	否	否
行业-年份固定效应	否	否	是	是
样本量	1312669	1312669	1312655	1312655
R <sup>2</sup>	0.763	0.763	0.773	0.773
聚类	企业,城市-年份	城市-年份	企业,城市-年份	城市-年份

标准化融资渠道影响企业专业化分工；前期成本较低的企业在地方政府债务扩张后仍能承担前期成本，此时供应链融资渠道引致贸易信贷扩张，有效弥补了流动性约束，促使企业更多参与专业化分工。具体而言，本文在模型中加入交互项进行机制检验：

$$VS_{it} = \alpha + \beta DEBT\_R_{it} + \eta DEBT\_R_{it} \times cost_{it} + \theta cost_{it} + \gamma X_{it} + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

由于前期成本 (*cost*) 的涵盖内容过于丰富，难以直接用单一指标准确衡量，本文从企业外影响因素（供应链依赖性）与企业内影响因素（中间品专用性与企业管理效率）两大方面共5个指标多维度衡量前期成本。地方政府债务与前期成本交互项系数  $\eta$  是检验标准化融资渠道和供应链融资渠道的关键估计系数，预计该系数显著为负，表明供应链融资渠道将随着前期成本的增加而不断受阻，标准化融资渠道逐渐生效。

### （一）供应链依赖性

#### 1. 沟通密集度

上下游企业之间的合作紧密程度是影响企业参与供应链活动所需支付前期成本的重要影响因素，当企业与供应链中企业的合作生产关系越紧密时，维护这种关系需要支付的前期成本也越高。信息成本是企业必须支付的前期成本之一，该成本用于上下游企业间传递必要的生产信息。由于获得企业信息成本的难度较高，同时企业信息化基础设施又无法捕捉不同行业信息传递频率的差异，因此本文借鉴 Bombardini et al. (2012)，使用行业沟通密集度 (*contact*) 表示企业信息成本。行业沟通密集度衡量企业间协同生产的沟通频率，该指标越大，表明企业所需支付的信息成本越高。<sup>①</sup>表9的 Panel A 汇报了加入  $DEBT\_R \times contact$  的回归结果。结果显示交互项的回归系数始终显著为负，说明随着行业沟通密集度上升，地方政府债务扩张对企业专业化分工的正向影响不断减小，标准化融资渠道的作用逐渐显现。同时，*DEBT\_R* 的回归系数始终显著为正，表明在前期成本较低时，通过供应链融资渠道，地方政府债务扩张可以促进企业专业化分工，验证了研究假设2。

#### 2. 合作生产依赖度

上下游企业的生产决策对产出的作用是企业维护供应链合作关系的重要影响因素。（崔晓敏

<sup>①</sup>该指标根据美国劳工部官方标准职业分类数据系统 (O×NET) 构建，具体方法参见 Bombardini et al. (2012)。

等，2022)。企业产品生产依赖于上下游生产决策，导致企业需要与上下游合作伙伴建立更紧密的供应链关系，因此企业前期成本增加。本文借鉴 Bombardini et al. (2012)，使用行业合作生产依赖度 (*impact*) 表示企业上下游合作的前期成本，该指标越大，表明企业生产越依赖合作伙伴，由此引致的前期成本越高。表9的 Panel B 汇报了加入  $DEBT\_R \times impact$  的回归结果。结果显示交互项的回归系数始终显著为负，说明随着行业合作生产依赖度上升，地方政府债务扩张对企业专业化分工的正向影响不断减小，标准化融资渠道的作用逐渐显现。同时， $DEBT\_R$  的回归系数始终显著为正，表明在前期成本较低时，通过供应链融资渠道，地方政府债务扩张可以促进企业专业化分工。

表9 企业外因素：来自供应链关系的证据

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	VS	VS	VS	VS
Panel A : 行业沟通密集度				
<i>DEBT_R</i>	0.728***(0.200)	0.728***(0.221)	0.896***(0.269)	0.896***(0.295)
<i>DEBT_R</i> × <i>contact</i>	-0.220***(0.047)	-0.220***(0.052)	-0.260***(0.064)	-0.260***(0.070)
<i>contact</i>	0.051***(0.013)	0.051***(0.014)		
样本量	1239207	1239207	1239203	1239203
R <sup>2</sup>	0.760	0.760	0.770	0.770
Panel B : 合作生产依赖度				
<i>DEBT_R</i>	0.801***(0.214)	0.801***(0.239)	0.801***(0.309)	0.801***(0.347)
<i>DEBT_R</i> × <i>impact</i>	-0.283***(0.056)	-0.283***(0.062)	-0.284***(0.083)	-0.284***(0.093)
<i>impact</i>	0.056***(0.015)	0.056***(0.014)		
样本量	1239207	1239207	1239203	1239203
R <sup>2</sup>	0.760	0.760	0.770	0.770
Panel C : 合作生产互补性				
<i>DEBT_R</i>	0.689***(0.231)	0.689***(0.257)	0.894***(0.323)	0.894***(0.357)
<i>DEBT_R</i> × <i>com</i>	-0.222***(0.056)	-0.222***(0.062)	-0.274***(0.078)	-0.274***(0.086)
<i>com</i>	0.050***(0.015)	0.050***(0.013)		
样本量	1239207	1239207	1239203	1239203
R <sup>2</sup>	0.759	0.759	0.770	0.770
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	否	否
行业-年份固定效应	否	否	是	是
聚类	企业,城市-年份	城市-年份	企业,城市-年份	城市-年份

注：在第(3)列与第(4)列中，*contact*、*impact*、*com* 的回归系数被行业-年份固定效应吸收。

### 3. 合作生产互补性

根据“O形环”(O-ring Theory)生产过程，技能互补的工人将被匹配在一起，工人技能的微小差异会导致产出的巨大差异，合作生产的互补性也是供应链关系紧密程度的重要影响因素。当供应链企业与本企业合作生产存在技能互补而非技能替代时，企业更依赖紧密的供应链关系进行合作生产，由此增加企业所需支付的前期成本。本文借鉴 Bombardini et al. (2012)，使用行业合作生产互补性 (*com*) 表示技能互补引致的前期成本，该指标越大，表明企业所需支付的前期成本越高。表9的 Panel C 汇报了加入  $DEBT\_R \times com$  的回归结果。结果显示交互项的回归系数始终

显著为负，说明随着行业合作生产互补性上升，地方政府债务扩张对企业专业化分工的正向影响不断减小，标准化融资渠道的作用逐渐显现。同时， $DEBT\_R$ 的回归系数始终显著为正，表明在前期成本较低时，通过供应链融资渠道，地方政府债务扩张可以促进企业专业化分工。

### （二）中间品专用性

除了以供应链依赖关系为代表的企业外部因素以外，企业内部因素同样可能影响前期成本。中间品专用性与前期成本息息相关。当企业生产所需的中间品专用性越强，能够为企业提供所需中间品的供应商就越少，卖方市场容易产生垄断导致企业处于较低议价能力。产品差异性越大的企业，越倾向于使用专用性较强的中间品，前期成本就越高。越位于供应链上游的企业，中间品越接近原材料，专用性更低，前期成本越低。本文根据中国31个省级行政区投入产出表的数据构建行业上游度指标 ( $Di$ )，<sup>①</sup>该指标越大，表明企业越位于供应链上游，中间品专用性越低，前期成本越低。表10汇报了加入 $DEBT\_R \times Di$ 的回归结果。结果显示交互项的回归系数始终显著为正，说明位于供应链上游的企业前期成本低，通过供应链融资渠道，地方政府债务扩张对该类企业的专业化分工存在正向影响。同时， $DEBT\_R$ 的回归系数始终显著为负，表明在前期成本较高时，通过标准化融资渠道，地方政府债务扩张对企业专业化分工产生抑制作用。

表10 企业内因素：来自中间品专用性的证据

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	VS	VS	VS	VS
$DEBT\_R$	-0.664*** (0.156)	-0.664*** (0.178)	-0.716*** (0.183)	-0.716*** (0.209)
$DEBT\_R \times Di$	0.357*** (0.098)	0.357*** (0.112)	0.394*** (0.120)	0.394*** (0.137)
$Di$	-0.166*** (0.025)	-0.166*** (0.028)	-0.192*** (0.033)	-0.192*** (0.038)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	否	否
行业-年份固定效应	否	否	是	是
样本量	1312669	1312669	1312655	1312655
$R^2$	0.764	0.764	0.773	0.773
聚类	企业,城市-年份	城市-年份	企业,城市-年份	城市-年份

### （三）企业管理效率

除了中间品专用性以外，管理效率也是影响前期成本的企业内部因素。管理效率是企业做出最优中间品决策的重要能力体现，管理效率上升还能提高企业与供应链企业之间的合作生产效率，降低前期成本。本文根据孙浦阳等（2018）的研究构建企业管理效率指标 ( $Me$ )。该指标越大，企业管理效率越低，前期成本越高。表11汇报了加入 $DEBT\_R \times Me$ 的回归结果。结果显示交互项的回归系数始终显著为负，说明随着企业管理效率降低，地方政府债务扩张对企业专业化分工的正向影响不断减小，标准化融资渠道的作用逐渐显现。<sup>②</sup>

<sup>①</sup>本文使用了2007年和2012年中国31个省级行政区的投入产出表，2006—2011年的企业样本与通过2007年投入产出表计算的上游度数据匹配，2012—2014年的企业样本与通过2012年投入产出表计算的上游度数据匹配。

<sup>②</sup>地方政府债务单独项系数虽然为正，但并未通过显著性检验，表明地方政府债务扩张对企业专业化的总体影响由交互项回归系数体现。

表 11 企业内因素：来自企业管理效率的证据

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	VS	VS	VS	VS
<i>DEBT_R</i>	0.044(0.109)	0.044(0.123)	0.033(0.104)	0.033(0.118)
<i>DEBT_R</i> × <i>Me</i>	-0.085 <sup>**</sup> (0.040)	-0.085 <sup>**</sup> (0.046)	-0.082 <sup>**</sup> (0.038)	-0.082 <sup>*</sup> (0.044)
<i>Me</i>	-0.112 <sup>***</sup> (0.007)	-0.112 <sup>***</sup> (0.008)	-0.108 <sup>***</sup> (0.007)	-0.108 <sup>***</sup> (0.008)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	否	否
行业-年份固定效应	否	否	是	是
样本量	1312095	1312095	1312081	1312081
R <sup>2</sup>	0.786	0.786	0.794	0.794
聚类	企业,城市-年份	城市-年份	企业,城市-年份	城市-年份

## 六、研究结论与对策建议

本文基于标准化融资和供应链融资的双重视角，全面探究地方政府债务扩张对企业专业化分工的影响。理论分析表明：地方政府债务扩张既有可能挤出标准化融资，进而抑制企业专业化分工，也有可能激活供应链融资，进而促进企业专业化分工。基于 2006—2014 年中国工业企业数据库数据和地方政府债务数据的实证研究表明：地方政府债务扩张抑制了企业专业化分工，这一结果在考虑内生性问题后依然成立。在进一步的机制检验中，本文发现标准化融资渠道与供应链融资渠道同时存在，而过高的前期成本是地方政府债务扩张抑制企业专业化分工的重要原因。

本文的研究结论表明，虽然地方政府债务扩张抑制和促进企业专业化分工的可能性同时存在，但中国企业参与供应链的前期成本过高，最终导致地方政府债务扩张抑制了企业专业化分工。本文的研究结论具有如下政策启示：（1）营造良好的供应链环境。政府要为各企业搭建沟通与合作平台，同时提供公正、公开的制度环境，降低企业参与供应链的前期成本。企业要定期进行资产管理，清查报废的固定资产，提高淘汰固定资产的逆向投资，增加人力资本投资，提高综合管理水平。（2）持续深化利率市场化改革。地方政府债务扩张抑制企业专业化分工的部分原因在于中国金融市场的“地理分割”，利率市场化改革是缓解此类问题的重要方向。

### 参考文献：

1. 卞泽阳、李志远、徐铭遥：《开发区政策、供应链参与和企业融资约束》，《经济研究》2021 年第 10 期。
2. 曹婧、毛捷、薛熠：《城投债为何持续增长：基于新口径的实证分析》，《财贸经济》2019 年第 5 期。
3. 陈菁、李建发：《财政分权、晋升激励与地方政府债务融资行为——基于城投债视角的省级面板经验证据》，《会计研究》2015 年第 1 期。
4. 陈钊、王暘：《“营改增”是否促进了分工：来自中国上市公司的证据》，《管理世界》2016 年第 3 期。
5. 崔晓敏、熊婉婷、杨盼盼、徐奇渊：《全球供应链脆弱性测度——基于贸易网络方法的分析》，《统计研究》2022 年第 8 期。
6. 黄群慧、倪红福：《中国经济国内国际双循环的测度分析——兼论新发展格局的本质特征》，《管理世界》2021 年第 12 期。
7. 李超、李涵、唐丽森：《高速铁路、运输效率与垂直专业化分工》，《经济学（季刊）》2021 年第 1 期。
8. 刘蓉、李娜：《地方债务密集度攀升的乘数和双重挤出效应研究》，《管理世界》2021 年第 3 期。

9. 毛捷、黄春元:《地方债务、区域差异与经济增长——基于中国地级市数据的验证》,《金融研究》2018年第5期。
10. 聂辉华、江艇、杨汝岱:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》2012年第5期。
11. 饶品贵、汤晟、李晓溪:《地方政府债务的挤出效应:基于企业杠杆操纵的证据》,《中国工业经济》2022年第1期。
12. 孙浦阳、侯欣裕、盛斌:《服务业开放、管理效率与企业出口》,《经济研究》2018年第7期。
13. 王刚刚、谢富纪、贾友:《R&D补贴政策激励机制的重新审视——基于外部融资激励机制的考察》,《中国工业经济》2017年第2期。
14. 王永钦、陈映辉、杜巨澜:《软预算约束与中国地方政府债务违约风险:来自金融市场的证据》,《经济研究》2016年第11期。
15. 吴敏、曹婧、毛捷:《地方公共债务与企业全要素生产率:效应与机制》,《经济研究》2022年第1期。
16. 余海跃、康书隆:《地方政府债务扩张、企业融资成本与投资挤出效应》,《世界经济》2020年第7期。
17. 余明桂、王空:《地方政府债务融资、挤出效应与企业劳动雇佣》,《经济研究》2022年第2期。
18. 余泳泽、刘大勇、龚宇:《过犹不及事缓则圆:地方经济增长目标约束与全要素生产率》,《管理世界》2019年第7期。
19. 袁淳、肖土盛、耿春晓、盛誉:《数字化转型与企业分工:专业化还是纵向一体化》,《中国工业经济》2021年第9期。
20. 詹新宇、曾傅雯:《经济增长目标动员与地方政府债务融资》,《经济学动态》2021年第6期。
21. Akerman A. & Py L., "Outsourcing and the Division of Labor between Firms: Evidence from Swedish Cities", *Mimeo-graph: Stockholm University*, 2011.
22. Ayyagari M., Demirgüç-Kunt A. & Maksimovic V., "Formal versus Informal Finance: Evidence from China", *The Review of Financial Studies*, 2010, 23(8): 3048~3097.
23. Bombardini M., Gallipoli G. & Pupato G., "Skill Dispersion and Trade Flows", *American Economic Review*, 2012, 102(5): 2327~2348.
24. Brandt L., Biesebroeck J. V. & Zhang Y. F., "Challenges of Working with the Chinese NBS Firm-level Data", *China Economic Review*, 2014, 30: 339~352.
25. Brandt L., Biesebroeck J. V. & Zhang Y. F., "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing", *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2): 339~351.
26. Burkart M. & Ellingsen T., "In-kind Finance: A Theory of Trade Credit", *American Economic Review*, 2004, 94(3): 569~590.
27. Chen Z., He Z. & Liu C., "The Financing of Local Government in China: Stimulus Loan Wanes and Shadow Banking Waxes", *Journal of Financial Economics*, 2020, 37(1): 42~71.
28. Du J., Lu Y. & Tao Z., "Contracting Institutions and Vertical Integration: Evidence from China's Manufacturing Firms", *Journal of Comparative Economics*, 2012, 40(1): 89~107.
29. Huang Y., Pagano M. & Panizza U., "Local Crowding-out in China", *The Journal of Finance*, 2020, 75(6): 2855~2898.
30. Li B. & Lu Y., "Geographic Concentration and Vertical Disintegration: Evidence from China", *Journal of Urban Economics*, 2009, 65(3): 294~304.
31. Liang Y., Shi K., Wang L. & Xu J., "Local Government Debt and Firm Leverage: Evidence from China", *Asian Economic Policy Review*, 2017, 12(2): 210~232.
32. Manova K., "Global Value Chains and Multinational Activity with Financial Frictions", *The Age of Global Value Chains*, 2015.
33. Minetti R., Murro P., Rotondi Z. & Zhu S. C., "Financial Constraints, Firms' Supply Chains, and Internationalization", *Journal of the European Economic Association*, 2019, 17(2): 327~375.
34. Singh M., "Financial Constraints and Trade Credit as A Strategic Tool: Evidence from Small-scale Reservation Reforms in India", *28th Annual Conference on Financial Economics and Accounting: Fox School of Business*, 2017.
35. Teles V. K. & Mussolini C. C., "Public Debt and the Limits of Fiscal Policy to Increase Economic Growth", *European Economic Review*, 2014, 66: 1~15.

责任编辑 张翔宇